

수송용 휘발유와 경유 수요의 가격 및 소득 탄력성 추정

김민성* · 김성수**

<目 次>

I. 서론	2. 자료의 통계적 검정
II. 휘발유 및 경유 수요의 탄력성에 관한 선행 연구의 고찰	IV. 모형의 설정
1. 국내 연구	1. 단일방정식모형
2. 국외 연구	2. 연립방정식모형
3. 선행 연구의 시사점	V. 수요모형 및 탄력성의 추정 결과
III. 자료의 구축 및 분석	1. 휘발유 및 경유 수요모형
1. 자료의 구축	2. 단기 및 장기 탄력성
	VI. 결론

I. 서론

국제 유가 변동과 경제 악화로 인하여 국내 석유 시장에도 영향이 있을 것으로 예상된다. 특히 소득과 유류가격은 경제상황 및 시장을 반영하는 변수이므로 국내 석유시장을 파악하는데 중요하기 때문에 이들을 반영하는 수요모형을 구축하는 것은 의의가 있다. 국내 수송용 연료의 대표적인 유종은 휘발유와 경유이며, 휘발유의 경우 일반 승용차에 의해 대부분 소비된다. 반면 경유는 승용차, 화물자동차 등에 의해 다양하게 소비되며, 최근에는 경유 승용차의 비율이 점차 증가하고 있다. 따라서 유종의 가격 및 소득 변화 외에도 기존의 휘발유 차량 이용자가 경유 차량으로 대체하는 경우가 발생할 수 있으므로 이를 고려한 수요모형을 추정하고자 한다.

본 연구의 목적을 세부적으로 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 휘발유와 경유가 서로 독립재라는 가정과 대체재라는 가정에 따라 계량경제학적 수요모형을 설정하고 이를 추정한 다음, 모

* 서울대학교 환경대학원 박사과정

** 서울대학교 환경대학원 교수

형별 추정 결과를 비교분석하고자 한다. 둘째, 적합한 모형으로부터 설명변수의 탄력성을 추정함으로써 휘발유 및 경유 수요에 영향을 미치는 가격, 소득 등의 영향을 파악하고자 한다. 셋째, 이들 결과를 종합함으로써 수송용 휘발유 및 경유 수요의 특성을 설명하고자 한다. 마지막으로 설정된 통계적 모형과 검정과정을 통해 시계열 자료의 분석절차를 살펴보고자 한다.

본 연구는 총 6개의 장으로 구성되며, 각 장의 내용은 다음과 같다. 제II장은 휘발유와 경유 수요의 가격 및 소득 탄력성을 다룬 국내·외 연구를 검토한다. 제III장에서는 본 연구에 사용한 자료의 내용 및 통계적 특성을 설명한다. 제IV장은 휘발유와 경유가 서로 독립제라는 가정과 대체제라는 가정에 따라 자기회귀시차모형(ARDL모형)과 반복결합일반화 최소자승법모형(SUR모형)을 설정하도록 하며, 설정된 모형의 각 부분에 대해 설명한다. 제V장에서는 휘발유 및 경유의 수요모형결과를 제시하고, 이를 이용하여 단기 및 장기 가격·소득 탄력성을 추정한다. 마지막으로 제VI장에서는 연구 결과의 요약과 본 연구의 한계 및 향후 연구 방향을 제시한다.

II. 휘발유 및 경유 수요의 탄력성에 관한 선행 연구의 고찰

1. 국내 연구

(1) 나인강(2006)

휘발유 수요 추정에 있어서 시간 추세의 역할을 실증적으로 분석하였다. 즉 1971년부터 2005년까지의 국내의 시계열 자료를 이용하여 시간 추세가 포함된 모형과 시간 추세가 누락된 모형에 대해 각각 수요모형 검정을 수행하였으며, 자기시차분포모형인 $ADL(1, 1, 1)$ 을 기본모형으로 설정하였다. 그 결과 시간 추세 반영 여부와 상관없이 단기·장기 가격 탄력성은 비탄력적인 것으로 나타났으나, 단기·장기 소득 탄력성은 시간추세 여부에 따라 탄력성이 다르게 나타났다. 시간추세가 포함되지 않은 경우의 단기 소득탄력성은 1.02, 장기 소득탄력성은 2.58이며, 시간추세가 반영된 경우 단기 및 장기 소득탄력성은 각각 0.95, 1.16으로 나타났다.

(2) 강만옥(2007)

1차 에너지 세제개편 대비 2차 에너지 세제개편에 따른 수송용 에너지의 상대가격 변화가 에너지 수요량 및 환경오염(대기오염물질 및 이산화탄소 배출량)에 미치는 영향을 실증적으로 분석하여 2차 에너지세제 개편이 원래 에너지 정책의 목표를 달성하고 있는가를 검증하였다. 분석을 위해 자기회귀시차분석모형(ARLD)을 이용하였으며, 1997년부터 2005년까지의 월간 데이터를 이용하여, 우리나라 수송용 에너지(휘발유, 경유, LPG부탄)의 단기 및 장기 수요탄력성을 추정하였다. 그 결과 수송용 에너지의 가격 탄력성 추정결과 휘발유는 단기의 경

우, -0.681, 장기는 -0.611로 나타났으며, 경유는 단기 -0.304, 장기 -0.472, 그리고 LPG부탄은 단기 -0.028, 장기 -0.028로 나타났다.

(3) 김영덕(2007)

국내 외환위기 이후의 국내 석유 소비의 특성을 분석하고, 석유 수요의 가격과 소득 탄력성 변화를 추정하였으며, 용도별, 유종별 탄력성을 비교하여 분석하였다. 그 결과 수송용 휘발유의 단기 가격 탄력성은 -0.095, 장기 탄력성은 -0.469이며, 경유의 경우는 각각 -0.111, -0.139로 나타났다. 또한 수송용 휘발유의 단기·장기 소득 탄력성은 각각 0.994, 4.870이며, 경유의 단기·장기 소득 탄력성은 각각 0.310, 0.383으로 나타났다. 결과에 대해 수송용 휘발유와 경유 탄력성 변화에 대해 이는 휘발유 수요의 감소가 아니라 대체 연료인 경유로의 이동에 따른 것이며, 경유의 소득 탄력성이 커지는 추세는 소득의 증가에 따른 최근의 사치재적인 특징이 커지는 것으로 판단하였다.

2. 국외 연구

(1) Houthakker et al.(1974)

미국 48개 주에 대한 1960년부터 1971년까지의 통합 시계열 자료(pooled time series data)를 이용하여 휘발유의 수요함수를 추정한 연구이며, 소득이나 가격 변화에 대한 소비자 응답은 시간 범위에 의해 전개되었다. 분석 결과 단기 가격 탄력성과 소득 탄력성은 각각 -0.075, 0.30이며, 장기 가격 탄력성과 소득 탄력성은 각각 -0.24, 0.98로 추정되었다. 따라서 단기 휘발유 수요 성장은 소득 증가와 가격 하락에 의해 초래된다고 보았다.

(2) Eltony and Al-Mutairi(1995)

1970년부터 1989년까지의 쿠웨이트 경제의 시계열 자료를 이용한 모형 개발로 쿠웨이트의 휘발유 수요를 추정하였다. 상세한 분석을 위해 단기·장기의 휘발유 수요 탄력성 측정에 공적분(cointegration) 분석과 오차수정모형을 이용하였으며, 휘발유 소비의 첫째 기준으로 52% 가량 수정하여 장기 탄력성을 예측하였다. 그 결과 휘발유 수요는 가격에 대해 단기·장기적으로 비탄력적이며, 소득에 대해서는 단기적으로 비탄력적이거나 장기적으로는 탄력적인 것으로 나타났다.

(3) Ramanathan(1999)

인도의 휘발유 수요 연구를 위해 1972년부터 1994년까지의 자료에 대해 공적분(cointegration) 분석과 오차수정모형을 이용하였으며, 그 결과 휘발유 소비의 첫째 기준의 약 28% 정도의 상대적으로 낮은 비율로 조정하여 장기 탄력성을 예측하였다. 그 결과 단기 소득 탄력성과 가격 탄력성은 각각 1.178, -0.209이며, 장기 소득 탄력성과 가격 탄력성은 각각, 2.682, -0.319로 나타났다. 특히 단기·장기 소득 탄력성이 비교적 높은 값을 가지는 것에 대해 인도 자체 확장으로 인한 소득의 급증으로 판단하고 있다.

(4) Kayser(2000)

미국 내 가구별 자료를 이용하여 수요 탄력성을 추정하였으며, 휘발유 수요와 차량 소유여부가 상당한 관련이 있다고 가정하고 차량 유무에 따라 가구를 구분하여 휘발유 수요를 비교하였다. 자료는 1970년 후반의 오일쇼크 이후를 반영하기 위해 1981년의 가구별 데이터를 사용하였으며, The Heckman correction (the two-stage method)을 적용하여 회귀하였다. 그 결과 단기적 가격 탄력성은 -0.23, 단기 소득 탄력성은 0.49로 나타났다.

(5) Graham and Glaister(2002)

1970년대부터 1990년대 후반까지의 연구를 통해 캐나다, 미국, 이탈리아, 터키, 일본 등 국가의 휘발유 가격에 따른 운전자의 휘발유 소비량을 검토하고, 적절한 소득 및 가격 탄력성에 대한 접근을 시도하였다. 가장 중점적으로 다루는 것은 장기 및 단기 탄력성 사이의 차이점이다. 장기 가격 탄력성은 일반적으로 -0.6~-0.8이며, 단기 가격 탄력성은 장기 가격 탄력성의 30~40% 수준인 -0.2~-0.3으로 나타났다. 또한 교통 수요에 대한 가격의 효과는 장기적으로는 -0.3, 단기적으로는 -0.15로 더 작은 것으로 나타났다.

또한 휘발유 수요에 대한 장기 소득 탄력성의 범위는 1.1~1.3이며, 단기 소득 탄력성은 0.35~0.55로 나타났다.

(6) Rajindar and Manjulika(2007)

1957년부터 1999년간의 시계열 자료에 통상적 최소자승법(OLS: Ordinary Least Square)과 부분조정모형(Partial Adjustment model)을 적용하여 휘발유 소비 모형을 추정하였다. 일본의 휘발유 소비를 설명하기 위한 주요 변수로서 이전 년도의 휘발유 소비량, 휘발유 가격, 경유, LPG 등의 휘발유 대체재의 가격, 1인당 국민소득을 포함하였다. 그 결과 단기적으로 가격과 소득 탄력성은 각각 -0.115, 0.296이며, 장기적으로 휘발유의 소득 탄력성은 0.056으로 약간 탄력적이며 가격 탄력성은 -0.411로 여전히 비탄력적인 것으로 나타났다.

3. 선행 연구의 시사점

국내외 휘발유 수요의 탄력성에 관한 선행 연구로부터 몇 가지 시사점을 도출할 수 있다.

첫째, 1973년의 1차 에너지 위기 이후 휘발유 수요에 대한 연구가 활발히 진행되고 있다. 이로 인해 국내외 경제 변동에 따른 에너지 수요 변화를 파악할 수 있으며, 장래 수요에 대해서도 예측 가능하게 되었다.

둘째, 휘발유 수요에 대한 대부분의 선행 연구는 휘발유라는 단일 유종에 대한 탄력성 분석이 주를 이루고 있다. 그 이유는 휘발유 수요 연구에 집중하고 있는 미국과 유럽의 경우 휘발유와 경유의 가격이 크게 다르지 않다는 점을 들 수 있다. 2007년 기준으로 우리나라의 경우 리터당 휘발유는 1,538원, 경유는 1,239원으로 가격 차이가 상당히 큰 편이다. 반면 미국의 경우 휘발유와 경유의 원화 환산 후 리터당 가격이 각각 760원, 743원이며, 영국의 경우에는 각각 1,710원, 1,773원으로 휘발유와 경유의 가격이 비슷한 편이다. 따라서 미국과 영국의 경우에는 휘발유와 경유의 가격이 비슷하기 때문에 승용차의 경우 휘발유 차량과 경유 차량 선택에 있어서 가격 요인이 크게 작용하지 않으며, 가격 상승에 따른 유종 간에 수요변동이 크지 않다고 판단할 수 있다. 하지만 국내의 경우 휘발유와 경유 가격 차이가 줄어들고 있는 추세라고 하더라도 여전히 큰 차이를 보이고 있기 때문에 유가 변동에 따른 유종 간 수요 변동이 발생하므로 휘발유 이외의 유종에 대한 수요 분석과 휘발유와 대체관계를 고려했을 때의 분석이 필요하다.

셋째, 휘발유 수요의 가격 탄력성의 경우 대부분의 연구 결과에서 단기 및 장기적으로 모두 비탄력적임을 알 수 있다. 넷째, 휘발유 수요의 소득 탄력성의 경우 단기적으로는 비탄력적인 반면, 장기적으로는 탄력적인 결과를 선행연구 결과를 통해 알 수 있다.

〈표 1〉은 국내외 연구의 휘발유 수요의 탄력성 추정 결과를 정리한 것이다.

III. 자료의 구축 및 분석

1. 자료의 구축

본 연구에서는 수송용 휘발유와 경유 수요에 영향을 주는 일반적인 변수를 중심으로 하여, 1975년부터 2009년까지의 연간데이터를 수집하였다. 수요함수의 변수는 해당 재화의 가격변수, 해당 재화의 공급변수, 소득변수, 대체관계에 있는 재화의 가격변수 및 기타 사회경제적 지표 또는 선호변수 등으로 구성된다. 본 연구에서는 수송용 휘발유와 경유 수요에 일반적인 변수를 중심으로 하여 자료를 수집하였다.

우선 에너지 경제연구원의 유종별 에너지 연간 소비량 자료를 이용하여 본 연구에서 필요한 수송용 휘발유와 경유로 재분류한 후 천 Bbl 단위를 천 리터(ℓ) 단위로 환산하여 재 집계하였다. 또한 1인당 수요량을 파악하기 위해 통계청의 총 소비량에 주민등록 인구수를 적용

〈표 1〉 휘발유 수요의 탄력성에 관한 국내외 연구 결과의 비교

Study		분석지역	분석자료	분석모형	가 격		소 득	
					단기	장기	단기	장기
국 내	나 인 강 (2006)	Korea	1997-2005 (annual data)	ADL	-0.01	-0.13	0.95	1.16
	강 만 옥 (2007)	Korea	1971-2005 (monthly data)	ARLD	-0.681	-0.611	-	-
	김 영 덕 (2007)	Korea	1982-2006 (annual data)	OLS	-0.095~ -0.132	-0.092~ -0.469	0.994	4.870
	탄력성의 범위		-	-	-0.01~ -0.681	-0.092~ -0.611	0.95~ 0.994	1.16~ 4.870
국 외	Houthakker et al.(1974)	USA (48 states)	1960~1971 (annual pooled data)	-	-0.075	-0.24	0.30	0.98
	Eltony & Al-Mutairi(1995)	Kuwait	1948-1991 (annual data)	ECM	-0.37	-0.46	-	-
	Ramanathan (1999)	India	1972-1994 (annual data)	ECM	-0.21	-0.32	1.18	2.68
	Kayser(2000)	USA	1981 (household data)	-	-0.23	-	0.49	-
	Graham & Glaiser(2002)	various countries	-	-	-0.2~ -0.3	-0.6~ -0.8	0.35~ 0.55	1.1~ 1.3
	Rajindar & Manjulika(2007)	Japan	1957-1999 (annual data)	OLS, Partial Adjustment model	-0.12~ 0.34	-0.41	0.30	1.06
	탄력성의 범위		-	-	-0.44~ 2.91	-0.17~ -1.40	-2.14~ 1.18	0.98~ 2.68

하여 1인당 소비량을 환산하였다.

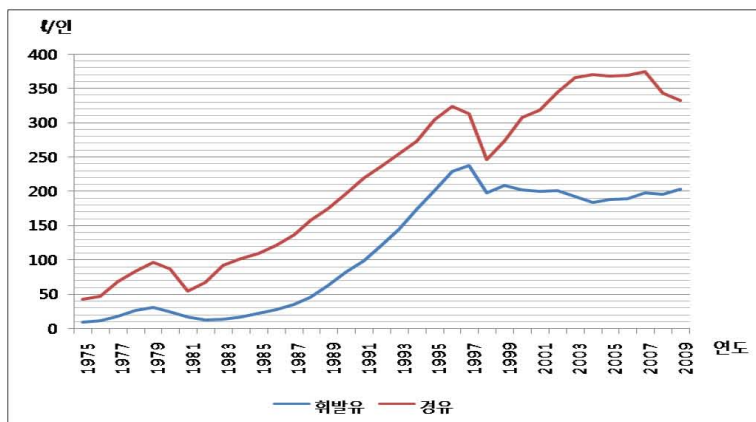
가격변수는 한국석유공사의 주유소 판매가격 기준을 적용한 가격정보를 사용하였다. 이때 각 연도별 가격은 통계청의 2005년 소비자물가지수를 기준으로 반영하여 실질가격으로 환산하였다. 소득변수로는 한국은행 국민소득의 실질 GDP를 사용하였는데, 가격변수와 동일하게 2005년 소비자물가지수를 기준으로 하였으며, 1인당 국민소득으로 환산하기 위해 주민등록 인구수를 적용하였다.

위의 데이터들은 모두 자연대수값(ln)을 사용하였으며, 1979년 에너지 2차 위기에 따른 소비량 변화와 가격 변동을 고려하여 1980년부터 안정화 단계에 접어드는 1987년에는 더미변수를 사용하였다. 소비량의 경우 휘발유, 경유 모두 2차 에너지 위기 해당 연도인 1979년과 1980년 사이에 소비량이 각각 29%, 11%로 급감하였으며, 이러한 감소 추세를 1982년까지 보이다가 점차 안정화되면서 1986년 이후부터는 에너지 위기 이전보다 많은 양을 소비하게 된

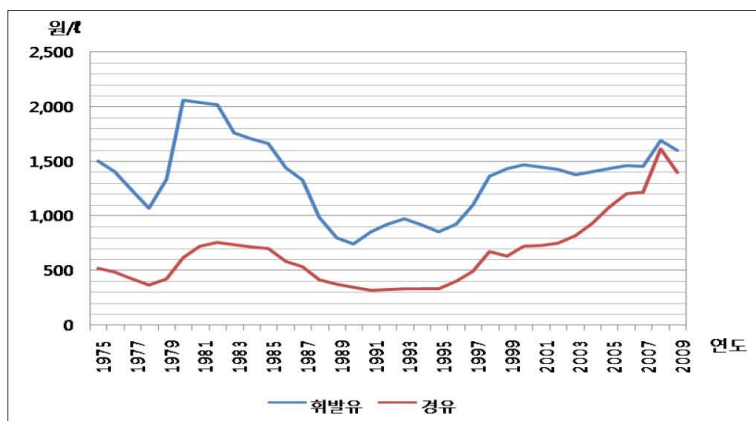
다. 반면 가격의 경우 에너지 위기 이후 휘발유와 경유의 가격이 급증하여 1979년 직후에는 휘발유 가격은 35%, 경유 가격은 32% 증가하였다가 점차 안정되어 1988년에는 에너지 위기 이전보다 낮아진다. 따라서 2차 에너지 위기 발생 이후 시점인 1980년부터 안정화 단계에 접어드는 1987년까지를 더미변수로 설정한다. 더미변수는 80년부터 87년까지의 기간에 대해서는 '1', 나머지 기간에 대해서는 '0'을 적용하였다.

본 연구에서 각 기관의 기초자료를 바탕으로 하여 1975년부터 2009년까지의 휘발유 및 경유의 1인당 소비량, 1인당 국민소득, 휘발유 및 경유의 리터당 가격(주유소 판매가격 기준)의 연간 데이터를 가공하여 활용하였으며, 각 변수의 연간 추세는 <그림 1>~<그림 3>과 같다.

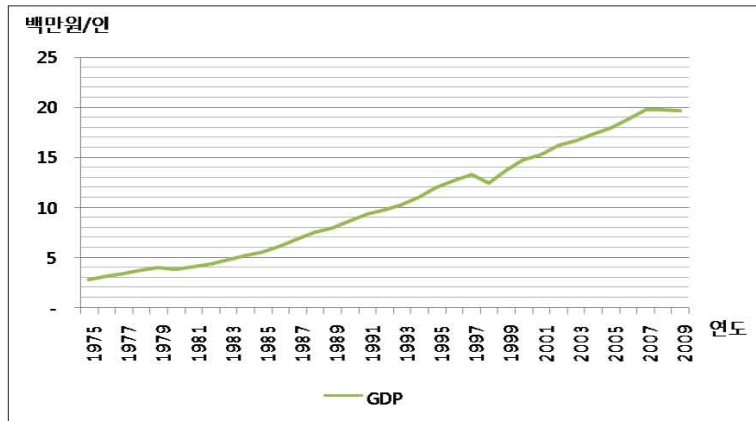
대부분의 변수가 시간이 흐를수록 증가하는 추세를 보이고 있으므로 모형설정 시 데이터 검정을 통해 추세성을 제거한 후에 분석할 필요가 있는 것으로 판단된다.



<그림 1> 1인당 수요 추이: 1975~2009



<그림 2> 리터당 가격 추이: 1975~2009



〈그림 3〉 1인당 국민소득 추이: 1975~2009

2. 자료의 통계적 검정

대부분의 거시경제변수들은 안정적 시계열(Stationary time series)이 아닌 불안정적 시계열(Non-Stationary time series)을 나타낸다고 한다. 이러한 불안정적인 시계열은 하나의 시계열을 하나 또는 그 이상의 시계열 변수에 회귀하면 변수 사이에 아무런 관계가 없는데도 불구하고 결정계수(R^2)가 높고, D-W 통계량은 낮게 나타나는 등 허구적 회귀(spurious regression)현상이 종종 발생한다. 따라서 이러한 현상을 예방하는 방법은 회귀분석을 실시하기 전에 우선 사용된 각 시계열 변수들에 대하여 자료의 안정성 검정을 실시하여야 한다.

즉 단위근 검정을 통하여 자료가 안정성 있는 자료는 수준변수로 추정이 가능하다. 그러나 $I(1)$, 즉 적분 관계가 있는 경우 변수는 공적분 검정을 통하여 계열변수들에 대한 자료가 장기적으로 안정적인지 검정하여야 한다. 따라서 본 연구에서는 자료의 안정성 검정을 위하여 단위근 검정과 공적분 검정을 실시하고자 한다. 또한 본 연구에서 도입하고 있는 수송용 휘발유 및 경유 수요 변수에 대하여 1인당 국민소득과 리터 당 가격의 인과관계를 파악하기 위해 그랜저 인과관계검정(Granger Causality Test)을 하고자 한다.

(1) 단위근 검정

거시경제 시계열에 대한 모형의 추정 결과, 변수들 사이에 인과 관계의 검정 결과가 시계열에 내재한 추세성과 단위근의 존재 여부에 따라 매우 민감하다는 연구 결과를 제시하고 있다. 특히 단위근의 존재 여부에 대한 검정은 본 연구의 수송용 휘발유 및 경유와 변수들에 대한 자료의 안정성 여부를 확인하기 위해서 반드시 필요하다. 단위근 검정을 통하여 개별변수들이 수준변수에서 단위근이 없는, 즉 $I(0)$ 으로 나타나면 수준변수를 통한 OLS 추정이 가능하나, 불안정적 즉 $I(1)$ 로 나타나면 자료의 안정화가 필요하게 된다.

단위근 검정 가설은 H_0 를 시계열 자료 Y_t (원 시계열)는 단위근이 존재한다, 즉 비안정성을 가정하고 있으며, H_1 은 시계열 자료 Y_t 는 단위근이 존재하지 않는 정상성을 가정하고 있다.

$$\begin{aligned} H_0: Y_t &\sim I(1) \\ H_1: Y_t &\sim I(0) \end{aligned}$$

단위근의 존재 여부를 검증하는 대표적인 방법으로는 Dickey and Fuller(1979)가 제안한 DF 검정법, Said and Dickey(1984)의 Augmented Dickey-Fuller(ADF)검정법, Phillips(1987)에 의해 제안된 검정방법을 Phillips and Perron(1998)이 일반화시킨 PP검정법이 있으며, 본 연구에서는 ADF 검정을 실시하였다. ADF 검정에서 통계량이 임계값보다 크면 귀무가설이 기각되지 않으므로 단위근이 존재하며, 반대로 통계량이 임계값보다 작으면 귀무가설이 기각되어 단위근이 존재하지 않게 된다.

ADF 검정에서는 수송용 휘발유, 경유 수요 및 외생변수인 소득과 가격 시계열의 단위근 여부를 검정하였으며, 이때 원시계열자료(raw data)와 log를 취한 자료(log data)에 대하여 각 변수들을 검정하였다. 단위근 검정은 상수항과 추세변수(trend)를 도시에 고려하였으며, 단위근이 존재할 때 시계열을 안정화시키기 위해 이들을 차분한 변수들 각각에 대한 검정도 실시하였다.

〈표 2〉의 결과를 살펴보면 수준변수들의 단위근 여부를 판단하는 ADF 검정결과 모든 수준변수들이 단위근이 존재하는 불안정 시계열로 판정되었다. 그러나 1차 차분 변수들은 모두 단위근이 존재하지 않는 안정한 시계열로 판정되었다. 이러한 사실은 모든 수준변수들이 안정한 시계열이라는 가정 하에 휘발유 및 경유 수요량과 소득, 가격 변수 간의 관계를 보여주

〈표 2〉 시계열 자료의 단위근 검정 결과

수준변수	수준변수		1차 차분	
	raw data	log data	raw data	log data
1인당 휘발유 소비량	-1.585 (0.777)	-2.669 (0.255)	-3.405 *** (0.003)	-2.411 ** (0.028)
1인당 경유 소비량	-1.255 (0.882)	-1.595 (0.774)	-4.234 *** (0.011)	-4.565 *** (0.005)
1인당 국민소득	-2.538 (0.309)	-0.198 (0.991)	-5.241 *** (0.001)	-5.007 *** (0.002)
리터 당 휘발유 가격	-1.383 (0.848)	-2.965 (0.159)	-3.774 ** (0.031)	-3.428 *** (0.001)
리터 당 경유 가격	-0.313 (0.987)	-0.845 (0.951)	-5.502 *** (0.000)	-3.594 ** (0.046)

주: 괄호 안의 값은 p-값임. * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01.

는 다중회귀모형의 경우 오도된 가성회귀의 결과를 초래할 수 있으며, 1차 차분된 안정한 시계열을 사용하여 모형을 구축하는 경우 장기적인 균형관계를 저해하기 때문에 마찬가지로 가성회귀가 될 수 있다. 따라서 수준변수가 단위근을 가지므로 수준변수의 시계열 간의 선형 결합이 단위근을 갖지 않는다면 이들 시계열은 서로 공적분 관계에 있다고 정의하므로 변수들을 1차 차분하지 않고서도 모형추정의 적합성을 보장할 수 있고 수준변수들 간의 장기적 균형관계의 손실 없이도 정당성이 확보되는 것을 보이기 위해 공적분 검정이 필요하다.

(2) 공적분 검정(Cointegration test)

보통의 불안정적인 시계열의 경우 차분을 통하여 안정적인 시계열로 만들어서 분석을 실시한다. 하지만 이런 경우에는 변수가 가지고 있는 중요한 정보들을 잃어버릴 수 있다. 비록 시계열 변수가 단위근을 가지고 있는 불안정적인 변수일지라도 둘 또는 그 이상의 변수들 간의 장기적인 선형관계결합 함수는 안정적일 수 있다. 이러한 경우에는 변수들 간의 공적분 검정을 통하여 변수들의 장기적인 관계를 알아본 이후에 그러한 결과들을 반영할 수가 있다.

Engle and Granger(1987)이 처음으로 사용한 공적분 검정은 최근에는 Johansen 공적분 검정(Johansen's Cointegration Test)이 정확한 것으로 판단되어 가장 널리 사용되고 있으며, Johansen공적분 검정은 공적분 벡터를 검정하기 위한 방법으로 Trace Statistic과 Maximum Eigen Statistic 등이 있다. 본 연구에서의 공적분 검정은 Trace검정에 대한 유의수준을 제시하였다. 'trace검정'의 귀무가설은 “공적분벡터의 수가 r 보다 작거나 같다”라는 것이다. 통상 “공적분 관계가 0개이다”라는 귀무가설에서 시작하여 공적분 관계의 수가 하나씩 추가되는 귀무가설을 설정하고 있다.

본 연구에서는 수송용 휘발유 및 경유 수요와 가격, 소득 지표들이 불안정 시계열을 보이는 경우가 대부분이므로 시계열에서 단위근이 존재할 가능성이 크며, 시계열의 차분을 통하여 안정성을 확보한 후 분석을 통하여 발생할 수 있는 시계열의 정보손실을 피할 수 없으므로 가성회귀의 문제점을 해결하기 위하여 장기적 균형관계의 손실 없이 추정의 정당성을 확보하기 위해 휘발유 및 경유 수요와 다른 지표간의 공적분 검정을 위해 Johansen검정을 실시하였다.

또한 공적분 분석을 행함에 있어 시차(Time lag) 선정은 매우 민감한 문제인데 본 연구는 연간 자료를 사용하기 때문에 자료의 표본수가 적어 이에 공적분 검정 이전에 VAR모형 추정을 시행할 때 최대시차를 7로 설정한 후 점차 시차를 줄여가면서 가장 낮은 AIC(Akaike information criterion)값을 갖는 시차를 최적시차로 선정하는 방법을 택하였다.

<표 3>는 휘발유의 1인당 소비량, 리터당 가격, 1인당 국민소득에 대해 공적분한 결과이다. 귀무가설 $H_0: r=0$ 인 경우와 $H_0: r \leq 1$ 인 경우는 유의수준 5%, 1%에서 모두 귀무가설을 기각할 수 있었으며, 귀무가설 $H_0: r \leq 2$ 인 경우는 유의수준 1%에서 모두 귀무가설을 기각할

〈표 3〉 휘발유 계열변수의 공적분 검정

Unrestricted Cointegration Rank Test					
Hypothesized No of CE(s)	Eigenvalue	Trace Static	5% 임계치	1% 임계치	p-값
None	0.747	79.073	29.797	35.458	0.000***
At most 1	0.683	39.253	15.495	19.937	0.000***
At most 2	0.185	5.920	3.841	6.635	0.015**

주: lag intervals: 5, 분석변수: 휘발유의 1인당 소비량, 리터당 가격, 1인당 국민소득.

** p<0.05, *** p<0.01.

〈표 4〉 경유 계열변수의 공적분 검정

Unrestricted Cointegration Rank Test					
Hypothesized No of CE(s)	Eigenvalue	Trace Static	5% 임계치	1% 임계치	p-값
None	0.666	43.140	29.797	35.458	0.001***
At most 1	0.150	6.910	15.495	19.937	0.588
At most 2	0.046	1.544	3.841	6.635	0.214

주: lag intervals: 5, 분석변수: 경유의 1인당 소비량, 리터당 가격, 1인당 국민소득.

** p<0.05, *** p<0.01.

수 없는 것으로 나타났다. 따라서 세 변수는 trace 검정 결과 수준변수들 간에는 최소 2개의 공적분 관계가 있는 것으로 판명되었으며, 이들 수준변수 간에 장기적 균형관계가 성립함을 알 수 있다.

〈표 4〉는 1인당 소비량, 리터당 가격, 1인당 국민소득에 대한 경유의 공적분 검정결과이다. 귀무가설 $H_0: r=0$ 인 경우 유의수준 5%에서는 유의하지만 유의수준 1%에서는 유의하지 않았다. 귀무가설 $H_0: r \leq 1$ 인 경우와 $H_0: r \leq 2$ 인 경우는 유의수준 5%, 1%에서 모두 유의한 것으로 나타났다. 따라서 세 변수는 trace 검정 결과 수준변수들 간에는 최소 1개의 공적분 관계가 있는 것으로 판명되었으며, 이들 수준변수 간에 장기적 균형관계가 성립함을 알 수 있다.

공적분 검정결과 휘발유와 경유의 계열변수는 각각 최소 2개, 1개의 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 즉 본 연구의 휘발유 및 경유의 수요는 각각의 계열변수들과 장기적인 균형관계가 존재한다고 볼 수 있으며, 가격과 국민소득에 대하여 장기적인 균형관계를 보이는 것으로 추론할 수 있다. 따라서 수요를 분석함에 있어 수준변수를 통한 OLS의 추정결과는 허구적 회귀(spurious regression)가 아니라고 할 수 있다.

(3) Granger 인과관계 검정(Granger's causality test)

Granger(1969)에 의해 제시된 인과관계(causality) 검정방법은 독립변수로 다른 변수의 시차

항 뿐만 아니라 종속변수의 시차항도 포함하는 VAR 모형의 추정에 기반을 두고 있다. 어떤 변수(X)가 다른 변수(Y)의 원인이 된다는 것은 이 변수(X)의 과거 및 현재의 값에 포함된 정보가 다른 변수(Y)를 예측하는데 도움이 된다는 뜻이다. 이와 같이 정의되는 Granger 인과관계를 알아보기 위하여 VAR모형에서 특정 설명변수에 대한 계수가 모두 0인지의 여부를 F통계량에 의하여 검정하는 방법이 주로 사용된다.

경제변수가 불안정적인 경우에는 차분변수를 이용하여 Granger 인과관계를 분석하는 것이 일반적이다. 하지만 변수들 간에 장기적 균형관계가 존재한다면 수준변수(log levels)로 구성된 VAR 모형을 추정하여 장기적 Granger 인과관계를 분석하는 것이 가능하다. 앞에서 수송용 휘발유 및 경유 수요와 리터당 가격, 1인당 국민소득 간에는 장기 균형관계가 존재함을 확인한 바 있다. 따라서 본 연구에서는 세 변수로 구성된 VAR모형을 추정하여 각 변수들 간의 장기적인 Granger 인과관계를 검정하였으며 그 결과는 <표 5>에 기록하였다.

우선 휘발유와 경유의 수요를 종속변수로 했을 때 가격과 GDP 변동이 각각 휘발유와 경유 수요에 인과적인 영향을 미치는지 알아보았다. 휘발유와 경유의 가격과 GDP는 각각 유의수준 1%, 5%에서 유의한 것으로 나타난다. 즉 휘발유와 경유의 가격과 GDP는 휘발유 및 경유 수요 변동의 원인이 된다는 것을 결과로부터 확인할 수 있다.

하지만 휘발유와 경유의 가격과 GDP를 종속변수로 하여 산출한 휘발유와 경유 수요에 대

<표 5> 수준변수 간 Granger 인과관계 검정

귀무가설(H_0)	F-statistic	검정 결과
휘발유 가격 \Rightarrow 휘발유 수요	13.105** (0.001)	인과관계 존재
GDP \Rightarrow 휘발유 수요	3.629* (0.040)	인과관계 존재
휘발유 수요 \Rightarrow 휘발유 가격	1.974 (0.170)	인과관계 없음
휘발유 수요 \Rightarrow GDP	0.873 (0.429)	인과관계 없음
경유 가격 \Rightarrow 경유 수요	7.040** (0.003)	인과관계 존재
GDP \Rightarrow 경유 수요	8.683** (0.001)	인과관계 존재
경유 수요 \Rightarrow 경유 가격	1.301 (0.288)	인과관계 없음
경유 수요 \Rightarrow GDP	0.748 (0.483)	인과관계 없음

주: 괄호 안의 값은 p-값임. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$.

해서는 10% 유의수준에서도 유의하지 않는 것으로 나타나 휘발유와 경유의 수요는 가격과 GDP 변동에 영향을 미치지 못하는 것으로 판명된다.

따라서 휘발유와 경유의 가격과 국민총생산(GDP)의 과거 값들이 휘발유 및 경유 수요량을 예측하는데 있어 통계적으로 유의함을 알 수 있으며, 휘발유와 경유의 수요가 종속변수이며, 가격과 GDP는 설명변수로 판단할 수 있다.

IV. 모형의 설정

시계열 모형은 특정시점의 자료가 특정시점보다 과거인 시계열 자료로 설명될 수 있다는 것이며, 시계열에 대하여 추론할 때 추론과정을 단순화시키기 위하여 시계열의 확률적 성질이 변하지 않는다는 정상성을 가정한다. 따라서 수요 모형에 적용되는 시계열 모형은 시계열 자료에 대한 안정성 확보가 우선되어야 하며, 본 연구에서는 단위근 검정, 공적분 검정(Cointegration test), Granger 인과관계 검정(Granger's causality test)을 통해 시계열 자료의 안정성 확보를 비롯하여 변수들 간의 장기적인 인과관계에 대해 파악하였다.

휘발유 및 경유의 수요 탄력성 추정을 위해 가격과 소득을 기본 변수로 포함하였으며 휘발유와 경유의 해당연도 이전 기간의 소비량을 추가하였다. 이때 해당연도 이전에 대한 소비량에 대해서는 독립 변수와 같이 수송 부문의 소비량에 한하여 계산되며, 단위 또한 배럴을 리터로 환산하여 적용한다. 리터당 가격의 경우 주유가 판매가를 기준으로 하며, 일인당 국민소득과 함께 소비자 물가지수를 적용하여 불변가격 기준으로 환산하였다.

또한 분산을 최소화하기 위해 로그 변환을 하여 적용하였으며, 2차 에너지 위기 발생 이후 시점인 1980년부터 안정화 단계에 접어드는 1987년까지를 더미변수로 설정한다. 더미변수는 80년부터 87년까지의 기간에 대해서는 '1', 나머지 기간에 대해서는 '0'을 적용하였다.

휘발유 및 경유 가격과 소득 변화에 따른 소비량 분석을 위하여 아래와 같이 이중로그회귀모형²⁾과 자기회귀시차모형(Autoregressive Distributed Lagged Model, ARDL모형)을 결합한 형태를 기본모형으로 설정하였다. 설정된 모형의 기본 형태는 식 (1)과 같다.

$$\ln CAP_t = \alpha_1 + \sum_{i=0}^n \alpha_2 \ln CAP_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_3 \ln CAPINC_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_4 \ln PR_{t-i} + \alpha_5 D_{8087} \quad (1)$$

2) 이중로그회귀모형은 선형회귀모형의 종속변수와 독립변수에 로그를 취한 것으로 직선의 형태를 띠는 선형회귀모형에 비해 곡선의 형태를 띠며, 이러한 곡선을 통해 종속변수의 예측력을 높일 수 있다. 또한 선형회귀모형에서와 같은 방법으로 자기상관관계를 검정할 수 있다. 선형회귀모형의 계수값은 종속변수와 독립변수 간의 단순변화율을 나타내는 반면에, 이중로그회귀모형은 계수값 자체가 탄력성을 의미한다.

여기서, CAP : 일인당소비량, $CAPINC$: 일인당 국민소득, PR : 리터당가격

D_{8087} : 80년에서 87년까지의 더미변수, \ln : 자연로그,

$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5$: 상수, t : 당해년도

또한 장기 탄력성을 구하기 위해 Nerlove(1958)에 의해 제시된 부분 조정 모형(Partial Adjustment Models)의 조정 계수(λ)를 이용하는데, 휘발유와 경유의 해당연도 소비량에 대해 과거 연도 각각에 대한 계수로써의 λ 값이 표현되며, 이때의 λ 값은 단기 탄력성의 결과에 조정 비율로 적용되어 장기 탄력성을 추정한다.

부분조정모형은 수요 등의 경제 여건을 감안하여 투자자는 이에 부응하는 최적 또는 적정 수준의 자본량을 설정하되 현실적으로는 최적 자본량과 현존 자본량의 차이 중 일부만을 조정해 나간다고 하여 저장 조정 모형(Stock Adjustment model)이라고도 부른다. Nerlove가 제시한 모형은 식 (2)와 같으며, 실제 자본량의 변화 ($Y_t - Y_{t-1}$), 즉 실제 투자액 ($Y_t^* - Y_{t-1}$)에 다 조정계수 δ 를 곱한 것과 같아진다는 것을 의미한다. 여기서 $\delta = 1$ 이면 희망투자액이 전액 현실투자로 실현되는 상황을 대변하게 되고, $\delta = 0$ 이면 전혀 투자가 이루어지지 못하는 경우를 뜻하게 되는데, 현실적으로는 여러 제약에 의해 δ 가 0과 1 사이의 값을 갖게 되며, 이러한 이유로 해서 부분조정모형이라 한다.

$$Y_t^* = \alpha + \beta X_t + \epsilon_t \quad (Y_t^*: \text{최적자본량}, X_t: \text{산출량}) \quad (2)$$

$$Y_t - Y_{t-1} = \delta (Y_t^* - Y_{t-1}) \quad (\text{단}, 0 \leq \delta \leq 1)$$

부분조정모형의 가장 큰 장점은 새로운 종속변수, 즉 종속변수에 시차가 붙은 Y_{t-1} 은 오차항 $\delta \epsilon_t$ 과 독립적이므로 통상최소자승법(OLS: Ordinary Least Square)을 통한 추정량에 편의성이나 비일관성이 나타나지 않기 때문에 OLS를 그대로 적용해도 무방하며, 모형에서 얻은 조정계수(δ)는 Y_t 의 시차 종속변수 이외의 설명변수의 장기적 계수 추정을 위한 조정률로도 적용된다.

1. 단일방정식모형

인과관계구조는 여러 요인들이 서로 관련되어 있기 때문에 다수의 독립 변수를 모형에 포함시키는 다중회귀 분석이 필요하다. 이러한 분석을 통해 오차 분산(error variance)을 줄이고 종속변수에 대한 보다 충실한 설명이나 예견을 할 수 있게 된다. 또한 다중회귀 분석은 다른 독립변수의 값을 통제할 수 있는 장점이 있다. 따라서 각 독립변수가 종속변수에 미치는 효과의 상대적인 비교와 보다 정밀한 인과관계를 파악할 수 있다.

본 연구에서는 휘발유와 경유가 서로 독립제라는 가정 하에서 수송용 휘발유와 경유 수요에 대한 대수 선형 함수형태인 ARDL모형(자기회귀시차모형)에 이중로그회귀모형을 결합하여 각각의 단일 방정식 모형을 도출하였다. 이 모형은 계수값 자체가 설명변수의 단기 탄력성을 볼 수 있는 장점이 있으며, 모형 추정을 위해 통상최소자승법(OLS: Ordinary Least Square)을 이용하였다. 또한 장기 탄력성을 구하기 위해 부분 조정 모형(Partial Adjustment Models)의 조정 계수(λ)를 이용하는데, 휘발유와 경유의 해당연도 소비량에 대해 과거 연도 각각에 대한 계수로써의 λ 값이 표현되며, 이때의 λ 값은 단기 탄력성의 결과에 조정 비율로 적용되어 장기 탄력성을 추정한다.

또한 장기 탄력성을 도출하기 위해서는 부분조정모형에 적용된 lag의 값이 매우 중요한 요소이다. lag를 결정하는 방법론에는 아직까지 이론적으로 확립된 바는 없으나 통상적으로 Pesaeen & Shi(1997)이 제안한 AIC(Akaike information ceiterion)값이 가장 작을 때의 lag를 선택하는 방법을 사용하고 있다. 하지만 본 연구에서는 연간 데이터를 사용하므로 데이터가 충분하지 않으며, 일반적으로 연간 데이터를 사용하는 경우에는 lag=1 또는 lag=2 모형을 사용하므로 본 연구에서는 lag=1을 적용하여 모형을 설정하였다.

수송용 휘발유와 경유 소비에 대한 모형의 기본 형태는 식 (3)과 같다.

$$\ln CAP_i = \alpha_{i1} + (1 - \lambda_{t-1}) \ln CAP_{i(t-1)} + \alpha_{i2} \ln CAPINC_i + \alpha_{i3} \ln PR_i + \alpha_{i4} D_{8087} \quad (3)$$

여기서, i : 개별 종속변수, ($i=1$: 휘발유, $i=2$: 경유)

CAP : 일인당소비량, $CAPINC$: 일인당 국민소득, PR : 리터당가격

D_{8087} : 80년에서 87년까지의 더미변수, \ln : 자연로그,

$\alpha_{i1}, \alpha_{i2}, \alpha_{i3}, \alpha_{i4}$: 상수, λ : 조정 계수, t : 당해년도

식 (3)에서 도출되는 계수값은 그 자체가 그 변수에 대한 단기 탄력성을 의미하게 된다. 이 모형은 확률모형이기 때문에, 실제 탄력성 값은 특정 확률에서 계수값의 신뢰구간 범위 내에 있을 것이다. 또한 종속변수에 대한 설명변수의 장기탄력성은 식 (4) 정의된다.

$$\text{장기 소득 탄력성} = \frac{\alpha_{i2}}{\lambda_{t-1}}, \quad \text{장기 가격 탄력성} = \frac{\alpha_{i3}}{\lambda_{t-1}} \quad (4)$$

2. 연립방정식모형

단일방정식의 경우 휘발유와 경유가 서로 독립제라는 가정 하에서 모형이 설정되었다면 연립방정식은 휘발유와 경유가 서로 대체제라는 기본 가정에서 모형을 설정한다. 연립방정식 모형은 반복결합일반화 최소자승법(SUR: Seemingly Unrelated Regression)을 이용하여 추정하

였다.

반복결합일반화최소자승법(SUR)은 횡단면 자료와 시계열 자료를 통합(pooling)하여 변수들 간의 관계를 설명하기 위해 개발된 추정방법이다. 이는 여러 개의 유사한 횡단면 자료가 동일시점에서 상관되어 있을 경우 그 식들을 결합(joint)하여 추정함으로써 식들의 오차항의 정보를 이용하여 더 나은 추정값을 구하는 방법이다. SUR 방법은 같은 시점에서는 오차항 간의 상관이 있지만 다른 시점에서 서로 영향을 주지 않는다는 점, 즉 동일한 분산구조를 가지고 있다는 점에서 연립방정식모형과 동일하다. 그러나 내생변수 간에 종속성이 없다는 점에서 차이가 있다.

이중회귀모형으로 휘발유와 경유의 전체 소비량을 종속변수로 설정하여 단일식으로 추정할 경우 휘발유와 경유의 대체 관계에 따른 유종 간의 전환에 대한 영향은 추정된 계수값 자체에 포함되지 않게 된다. 즉 전환되는 영향 부분은 오차항에 포함되어 있다고 할 수 있다. 하지만 휘발유와 경유의 소비량을 분리한 후 식을 설정하여 각각 추정하게 되면 두 식의 오차항은 동일한 시점에서 상관되어 있게 된다. 이 때 두 식의 오차항이 동일한 시점에서 상관되어 있는 것을 동시적 상관(contemporaneous correlation)이라 하는데, 동시적 상관에 대한 가정을 포함하면 두 개의 식에 대해 분리해서 최소제곱을 추정한 경우에 포함되지 않은 정보를 추가적으로 포함시키는 효과가 있다.

SUR 추정 및 변환 방법은 매우 복잡하지만 추정 단계를 간략하게 설명하면 다음과 같다.

- I. 각 방정식을 최소제곱추정법으로 개별적으로 추정함
- II. 이로부터 잔차를 이용하여 단일 모형일 때 각각의 분산과 연립 모형의 공분산을 추정함
- III. 이들 분산 및 공분산에 대한 추정치를 이용하여 두 방정식을 GLS 틀 하에서 결합적으로 추정함
- IV. SUR은 오차항 간의 상관에 대한 정보를 이용하므로 최소제곱추정에 비해 더욱 정확함 (더 작은 표준오차를 나타냄)

연립방정식모형 또한 단일방정식과 같이 계수값 자체가 설명변수의 단기 탄력성 결과이며, 장기 탄력성을 구하기 위해 부분조정모형(Partial Adjustment Models)의 조정 계수 λ 를 모형에 포함시킨다. 하지만 연립방정식은 휘발유와 경유의 독립적인 조정 계수를 도출하는 단일방정식과 달리 동시적 상관에 따라 각각의 조정계수 λ 를 추정한다는 점에서 차이를 보인다. SUR 추정을 위해 설정한 연립방정식모형은 식 (5)와 같다.

$$\begin{aligned} \ln CAP_1 &= \alpha_{11} + (1 - \lambda_{1(t-1)}) \ln CAP_{1(t-1)} + \alpha_{12} \ln CAPINC_1 + \alpha_{13} \ln PR_t + \alpha_{14} D_{8087} \\ \ln CAP_2 &= \alpha_{21} + (1 - \lambda_{2(t-1)}) \ln CAP_{2(t-1)} + \alpha_{22} \ln CAPINC_2 + \alpha_{23} \ln PR_t + \alpha_{24} D_{8087} \end{aligned} \quad (5)$$

여기서, i : 개별 종속변수, ($i=1$: 휘발유, $i=2$: 경유)

CAP : 일인당 소비량, $CAPINC$: 일인당 국민소득, PR : 리터당 가격

D_{8087} : 80년에서 87년까지의 더미변수, \ln : 자연로그

$\alpha_{i1}, \alpha_{i2}, \alpha_{i3}, \alpha_{i4}$: 상수, λ : 조정계수, t : 당해년도

V. 수요모형 및 탄력성의 추정 결과

1. 휘발유 및 경유 수요모형

(1) 단일방정식모형

〈표 6〉과 〈표 7〉은 휘발유와 경유 수요의 단일방정식의 추정 결과이며, 추정 결과에 따르면 모든 변수에 대해 모두 유의하며, 휘발유와 경유 모두 단기적으로 리터당 가격이 오를수록 수요는 감소하므로 기대부호는 음(-)의 값을 가지며, 반대로 일인당 소득이 증가할수록 수요는 증가하므로 기대부호는 양(+)의 값을 갖는다. 따라서 기대부호 역시 모두 예상치를 만족시키는 것을 알 수 있다. 또한 본 연구에서 사용한 이중로그 회귀모형은 각 변수 앞에 계수 값 자체가 탄력성이 되므로 가격과 소득에 대한 단기 탄력성 결과를 알 수 있다.

휘발유의 경우 단기 소득 탄력성과 단기 가격 탄력성은 각각 0.360과 -0.448로 휘발유 수요는 단기적으로 가격과 소득에 대해 비탄력적이라고 볼 수 있다. 또한 조정된 R^2 값이 0.992로 나타났고 이는 모형 내에 포함된 독립변수들에 의해 휘발유 수요에 대한 변화량에 대해 약 99%가 설명될 수 있다는 것을 의미한다. 또한 D-W 통계량³⁾이 1.1로 자기상관관계를 가지는 것으로 판단된다.

경유 수요의 단기 소득탄력성과 가격 탄력성은 각각 0.650, -0.314로 모든 변수들에 대해 비탄력적이라고 볼 수 있다. 또한 조정된 R^2 값이 0.978으로, 이는 모형 내에 포함된 독립변수들에 의해 경유 수요 변화량에 대해서 약 98%가 설명될 수 있다. 또한 D-W 통계량이 1.751로 자기상관관계를 가지는 것으로 판단된다.

본 연구에서는 단기 탄력성 결과에 부분조정모형(Partial Adjustment Model)의 조정계수(δ)를 조정비율로 적용하여 장기 가격 탄력성과 장기 소득 탄력성을 추정하고자 한다. 이때의 조정계수 λ 는 당해 년도(t)의 이전 해($t-1$)의 소비량에 대한 계수값으로 추정 모형식에 의해 결정되며, 휘발유와 경유의 조정계수는 각각 0.289, 0.652로 나타났다. 또한 조정계수를 적용한 휘

3) 더빈-왓슨(DW) 통계량은 data 간의 1차 자기상관을 판정하는 도구로 쓰이며, DW 통계량은 0~4 사이에 존재한다. DW값=2일 경우를 독립이라고 하며, 0에 가까울수록 양의 자기상관, 4에 가까울수록 음의 자기상관이 있다고 판단한다. 또한 DW 통계량 d 는 2개의 critical값인 lower limited dL 과 upper limited dU 를 가지며, d 가 $dU < d < 4 - dU$ 일 때 자기상관이 없다는 귀무가설을 기각할 수 있다. dL 과 dU 는 관측치와 변수의 개수에 따라 결정된다.

〈표 6〉 휘발유 수요의 단일방정식모형 추정 결과

Variables	Coefficient	t-Statistic
상수	-0.524	-0.965 ^{**} (0.047)
(t-1)년의 휘발유 소비량	0.711	14.512 ^{***} (0.000)
일인당 소득	0.360	4.136 ^{***} (0.000)
리터당 가격	-0.448	-5.734 ^{***} (0.000)
80년부터 87년의 더미변수	-0.057	-2.105 ^{**} (0.044)
R^2	0.993	
\bar{R}^2	0.992	
D-W stat	1.100	

주: 괄호 안의 값은 p-값임. * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01.

〈표 7〉 경유 수요의 단일방정식모형 추정 결과

Variables	Coefficient	t-Statistic
상수	-2.054	-3.222 ^{***} (0.003)
(t-1)년의 경유 소비량	0.348	2.982 ^{***} (0.006)
일인당 소득	0.650	0.136 ^{***} (0.000)
리터당 가격	-0.314	-3.790 ^{***} (0.001)
80년부터 87년의 더미변수	0.009	0.338 (0.738)
R^2	0.980	
\bar{R}^2	0.978	
D-W stat	1.751	

주: 괄호 안의 값은 p-값임. * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01.

발유의 장기 가격 탄력성과 소득 탄력성은 -1.548, 0.552이며, 경유의 장기 가격 탄력성과 소득 탄력성은 각각 -1.085, 0.997로 산정되었다.

(2) 연립방정식모형

단일방정식모형 추정을 위해 휘발유와 경유를 각각 독립재로 가정하였다면 연립방정식모형에서는 휘발유 소비와 경유 소비를 대체재로 가정하고 모형을 추정한다. 단일방정식모형과 같은 일반적인 회귀모형의 통계분석 시에는 통상최소자승법(OLS: Ordinary Least Square)을 많이 이용하는데 이는 오차항의 평균이 영(zero)이며, 같은 기간에는 공통적인 분산을 가지고 있고 오차항들 사이에는 상관관계가 없다는 일반적인 가정을 하고 있기 때문이다. 그러나 실제 문제에 있어서는 방정식들의 오차항들이 상관되어 그 결과도 공분산 가정에 위배되어 최소자승법을 적용할 수 없는 경우가 생긴다. 이와 같이 설명변수들 뿐만 아니라 누락된 변수들이 오차항에서 상관되어 방정식에 영향을 미치는 경우에는 SUR 추정 방법을 이용하여 모형을 추정한다.

연립방정식모형에서는 휘발유와 경유를 대체재라고 가정하였으므로 설명변수와 오차항에 대한 상관관계가 발생하게 되며, 따라서 SUR모형을 이용하여 연립방정식모형을 추정하였다. SUR모형으로 추정할 경우 휘발유와 경유 소비량에 대한 영향을 각각 추정할 수 있으며, 대체재로서의 소비 전환에 대한 영향을 포함시켜 추정할 수 있는 장점이 있다.

〈표 8〉은 연립방정식모형의 최종적으로 분석된 결과이며, 휘발유와 경유 모두 단기적으로 리터당 가격이 오를수록 수요는 감소하므로 기대부호는 음(-)의 값을 가지며, 반대로 일인당 소득이 증가할수록 수요는 증가하므로 기대부호는 양(+)의 값을 갖는다. 따라서 휘발유와 경유 모두 모든 변수에 대해 유의하며, 기대부호 역시 모두 예상치를 만족시키는 것을 알 수 있다.

또한 연립방정식모형에서도 단일방정식모형과 같이 이중로그회귀모형을 적용하였기 때문에 각 변수 앞에 계수값 자체가 탄력성이 된다. 휘발유의 경우 단기 소득 탄력성과 단기 가격 탄력성은 각각 0.327과 -0.31로 휘발유 수요는 단기적으로 가격과 소득에 대해 비탄력적이라고 볼 수 있다. 또한 조정된 R^2 값이 0.992로 나타났고 이는 모형 내에 포함된 독립변수들에 의해 휘발유 수요에 대한 변화량에 대해 약 99%가 설명될 수 있다는 것을 의미한다.

경유 수요의 단기 소득탄력성과 가격 탄력성은 각각 0.864, -0.219로 모든 변수들에 대해 비탄력적이라고 볼 수 있다. 또한 조정된 R^2 값이 0.980으로, 이는 모형 내에 포함된 독립변수들에 의해 경유 수요 변화량에 대해서 약 98%가 설명될 수 있다. 결과적으로 모든 변수들에 대해 단기 비탄력적이라고 볼 수 있다.

연립방정식모형에서도 단일방정식모형과 동일하게 단기 탄력성 결과에 부분조정모형(Partial Adjustment Model)의 조정계수(δ)를 조정비율로 적용하여 장기 가격 탄력성과 장기 소득 탄력성을 추정한다. 추정 결과 연립방정식모형에서 휘발유와 경유의 조정계수는 각각 0.270, 0.767로 나타났다. 또한 조정계수를 적용한 휘발유의 장기 가격 탄력성과 소득 탄력성은 -1.596, 0.426이며, 경유의 장기 가격 탄력성과 소득 탄력성은 각각 -0.811, 1.126으로 산정

〈표 8〉 연립방정식모형의 추정 결과

Variables	휘 발 유		경 유	
	Coefficient	t-Statistic	Coefficient	t-Statistic
상수	-0.383	-0.797 (0.429)	-3.658	-6.149 *** (0.000)
(t-1)년의 소비량	0.730	17.767 *** (0.000)	0.233	2.375 ** (0.021)
일인당 소득	0.327	4.443 *** (0.000)	0.864	6.912 *** (0.000)
리터당 가격	-0.431	6.228 *** (0.000)	-0.219	-4.82 *** (0.000)
80년부터 87년의 더미변수	-0.058	-2.299 ** (0.025)	-0.001	-0.047 (0.963)
R^2	0.993		0.982	
\overline{R}^2	0.992		0.980	
D-W stat	1.110		1.106	

주: 괄호 안의 값은 p-값임. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

되었다.

2. 단기 및 장기 탄력성

분석결과 단일방정식모형의 경우 휘발유와 경유 모두 가격에 대해 단기적으로 비탄력적이거나, 장기적으로는 탄력적인 것으로 나타났다. 또한 소득 탄력성에 대해서는 휘발유와 경유 모두 단기·장기적으로 비탄력적이라는 결과가 나왔으며, 특히 단기적으로 경유의 탄력성이 휘발유의 탄력성보다 크게 나온 것이 특징이다.

연립방정식모형의 단기·장기 탄력성 추정 결과를 통해 휘발유와 경유 모두 가격에 대해 단기적으로 비탄력적이거나, 장기적으로는 경유 소비에 대해서는 비탄력적인 반면 휘발유 소비에 대해서는 매우 탄력적인 것으로 나타났다. 반면 소득 탄력성의 경우 휘발유와 경유 모두 단기적으로 비탄력적이라는 결과가 나왔으며, 장기적으로는 휘발유에 대해서는 비탄력적이

〈표 9〉 단일방정식모형과 연립방정식모형의 단기 및 장기 탄력성 추정 결과 비교

구 분		가격 탄력성		소득 탄력성	
		단기	장기	단기	장기
휘발유	단일방정식모형	-0.448	-1.548	0.360	0.552
	연립방정식모형	-0.431	-1.596	0.327	0.426
경유	단일방정식모형	-0.314	-1.085	0.650	0.997
	연립방정식모형	-0.219	-0.811	0.864	1.126

나 경유에 대해서는 탄력적인 것으로 분석되었다.

단일방정식의 가격 탄력성의 경우 휘발유와 경유 모두 단기 비탄력적이며, 장기 탄력적이다. <표 9>와 같이 휘발유 수요의 98% 이상이 일반 자가용 승용차에 의해 소비되며, 2009년 말 기준으로 휘발유 차량은 847만 대로 꾸준히 증가하는 추세이다. 즉 휘발유 차량의 증가는 휘발유 소비의 증가를 유발하므로 단기적으로 비탄력적일 수 있다. 하지만 휘발유 가격이 계속적으로 상승하게 되면 일반 자가용 승용차 이용자는 차량 운행거리를 줄이거나 연비가 높은 차종으로 교체하는 것과 같은 다양한 잠재적 대책을 마련하기 때문에 장기적으로는 탄력적일 것으로 판단된다.

경유의 가격탄력성의 경우 경유 소비의 50% 이상은 화물차와 특수차에 의해 소비되므로 경유 가격이 상승한다고 하더라도 차종의 특성상 계속적으로 운행해야하기 때문에 경유 가격이 상승하더라도 소비량에는 큰 변화가 없다. 하지만 최근 급증하고 있는 경유 자가용 차량의 비중이 커짐에 따라 장기적으로는 휘발유 자가용 차량과 유사하게 장기 탄력적일 수 있음을 예상할 수 있다.

단일방정식의 소득 탄력성은 휘발유와 경유 모두 단기·장기적으로 비탄력적이다. 즉 휘발유와 경유 소비 모두 소득의 영향을 크게 받지 않는다는 의미이며 이와 같은 결과의 가장 큰 이유는 소득이 증가한다고 하더라도 일반 자가용 운전자의 휘발유 소비나 일정한 운행노선을 따르는 버스의 경유 소비에는 큰 변화가 없다는 것이다. 또한 소득이 계속적으로 증가할 경우 일반 자가용 운전자가 연비는 휘발유 승용차에 비해 상대적으로 낮지만 다목적 승용차의 개념으로 최근 급증하고 있는 RV 차량으로 교체함으로써 <표 10>과 같이 휘발유 자가용 차량대수는 줄고 경유 자가용 차량대수는 늘어나 그로 인해 발생하는 휘발유와 경유 소비 변화를 기대할 수 있을 것이다. 하지만 휘발유에서 경유 차량으로 전환하면서 감소하는 휘발유 소비량은 꾸준히 증가 추세에 있는 휘발유 차량에 의해 소비되는 휘발유 소비량과 상충되는 부분이 발생하므로 실제 탄력성의 변화는 크지 않을 것으로 판단된다.

연립방정식의 가격 탄력성의 경우 휘발유는 단기 비탄력적이나 장기적으로는 탄력적이다. 이 결과는 단일방정식의 결과와 동일하며 휘발유 소비의 대부분을 차지하는 자가용 승용차

<표 10> 휘발유와 경유 사용 승용차 등의 동일 유종 사용차량에 대한 비율

	용도별 차종	동일 유종 사용차량에 대한 비율									
		'00	'01	'02	'03	'04	'05	'06	'07	'08	'09
휘발유	자가용 승용차(a)	98.9	99.1	99.1	99.2	99.2	99.2	99.2	99.1	99.1	99.0
경유	자가용 승용차(a)	11.0	16.8	23.3	27.8	31.6	34.6	36.9	38.7	40.0	41.7
	영업용 승용차(b)	0.1	0.1	0.1	0.2	0.2	0.3	0.3	0.4	0.5	0.5
	승합차(c)	23.8	19.9	17.6	15.8	14.4	13.2	12.6	12.1	11.8	11.3
	화물차, 특수차(d)	65.1	62.3	58.0	55.4	53.0	51.2	49.4	48.0	46.9	45.8

사용자가 경유 차량으로 대체하는 경우가 전체 휘발유 승용차 차량대수에 비해 아직까지는 크지 않다는 점을 감안할 때 탄력성 결과의 근거도 유사한 것으로 판단할 수 있다. 하지만 경유의 경우 단기적으로는 가격 비탄력적이지만, 장기적으로 경유 가격이 계속적으로 상승할 경우 연비 측면에서 휘발유에 비해 유리한 경유 차량의 이점이 낮아져 현재와 같이 경유 승용차 이용자의 증가추세가 계속되지 않을 수 있으며, 경유소비의 대부분은 화물차량이 차지하게 되므로 장기적으로는 가격 비탄력적인 것으로 판단된다.

연립방정식의 소득 탄력성은 휘발유와 경유 모두 단기 비탄력적이나, 장기적으로는 휘발류는 비탄력적이며 경유는 탄력적이다. 즉 휘발유와 경유 소비 모두 단기적으로는 소득의 영향을 크게 받지 않으나 소득이 계속적으로 증가하면 중형 승용차와 같이 연비의 효율이 낮아도 승용차의 기호에 따른 차량선택이 증가할 것이므로 연비 측면에서 상대적으로 이점을 갖는 경유 승용차로 대체하는 경우가 많지 않을 것이다. 또한 소득의 증가로 화물차와 버스의 수요는 안정적인 상태가 되거나, 국내 경기 호전으로 국내 화물 운송이 증가하게 되고 이로 인해 경유 소비 증가될 수 있다. 또한 소득의 증가는 일반 자가용 운전자도 경유 차량인 RV 차량으로 차종으로 교체할 수 있기 때문에 경유 소비량이 증가하게 된다. 실제로 최근에는 경유 자가용 승용차가 꾸준히 증가하고 있기 때문에 이러한 추세를 고려할 때 소득이 증가할 경우 경유의 탄력성이 휘발유보다 크게 나타날 수 있다.

VI. 결론

본 연구는 1975년부터 2009까지의 연도별 시계열 자료를 이용하여 수송용 휘발유와 경유의 수요 모형을 추정하였다. 수요 모형 추정을 위해 두 가지 가정을 하였는데 우선 휘발유와 경유를 각각 독립재로 본 경우에 대해 이중로그회귀모형과 ARIMA 모형을 적용하여 단일방정식모형을 추정하였다. 또한 휘발유와 경유를 대체재로 본 경우에 대해 이중로그회귀모형과 두 유종간 수요 전환 부분을 설명하기 위해 SUR(Seemingly Unrelated Regression) 모형을 이용하였다.

수송용 휘발유와 경유 수요모형에서는 일인당 국민소득, 리터당 가격, 휘발유와 경유의 과거 수요량, 1980년부터 1987까지의 더미변수를 설명변수로 설정하였다. 변수의 적합성은 안정성(stationary) 검정과 공적분(cointegration) 검정을 통해 검정하였다. 휘발유와 경유 수요량에 대한 안정성 검정을 위해 자기상관함수와 단위근(unit root) 검정을 한 결과 시차 적용을 통해 안정성이 확보되었으며, 종속변수와 설명변수 간의 상관관계 파악을 위해 공적분 검정과 Granger 인과관계 검정을 한 결과 선정된 독립변수를 이용한 수요 모형 설정이 가능한 것으로 판단되었다.

최종적으로 추정된 수요모형의 추정 결과 모든 모형의 변수는 통계적으로 유의한 것으로

나타났으며 모형식의 변수 추정값은 기대부호와 일치하였다. 특히 모형식의 변수값이 휘발유와 경유의 탄력성이 되며, 단일방정식모형과 연립방정식모형은 단기 탄력성 결과에 부분조정 모형(Partial Adjustment Model)의 조정계수(δ)를 조정비율로 적용하여 장기 가격 탄력성과 장기 소득 탄력성을 추정한다.

분석결과 단일방정식모형의 경우 휘발유와 경유 모두 가격에 대해 단기적으로 비탄력적이거나, 장기적으로는 탄력적인 것으로 나타났다. 또한 소득 탄력성에 대해서는 휘발유와 경유 모두 단기·장기적으로 비탄력적이라는 결과가 나왔으며, 특히 단기적으로 경유의 탄력성이 휘발유의 탄력성보다 크게 나온 것이 특징이다.

연립방정식모형의 단기·장기 탄력성 추정 결과를 통해 휘발유와 경유 모두 가격에 대해 단기적으로 비탄력적이거나, 장기적으로는 경유 소비에 대해서는 비탄력적인 반면 휘발유 소비에 대해서는 매우 탄력적인 것으로 나타났다. 반면 소득 탄력성의 경우 휘발유와 경유 모두 단기적으로 비탄력적이라는 결과가 나왔으며, 장기적으로는 휘발유에 대해서는 비탄력적이거나 경유에 대해서는 탄력적인 것으로 분석되었다.

본 연구는 휘발유와 경유에 대해 독립재로 가정했을 경우와 대체재로 가정했을 경우에 대해 탄력성 추정을 했다는 점, 부분수정계수를 적용하여 장기 탄력성을 추정했다는 점에서 의의가 있으며, 본 연구의 결과를 시계열 자료의 안정성을 가정할 때 적용할 수 있는 벡터자기회귀모형(VAR, Vector Autoregressive), 오차수정모형(ECM, Error Correction Model), 벡터오차수정모형(VECM, Vector Error Correction Model)을 적용한 결과와 각각 비교분석하는 연구를 추후에 진행하고자 한다.

참고문헌

- 강만옥(2007), “최근 수송 부문 에너지 세제 개편의 성과 평가”, 한국환경정책평가원.
- 김영덕(2007), “석유 수요와 탄력성의 변화.” KEEI ISSUE PAPER, Vol. 1, pp. 1-20.
- 나인강(2006), “기술 발전을 고려한 에너지 수요 추정”, Korea Energy Economic Review, V. 5, pp. 205-222.
- 나인강(2001), “국내 유가제도 변화의 효과 분석”, 에너지경제연구원.
- 남준우·이한식(2005), 계량경제학(제2판), 홍문사.
- 이홍재(2005), E-views를 이용한 금융경제 시계열분석, 경문사.
- Eltony, M. N. and Al-Mutairi, N. H. (1995), “Demand for gasoline in Kuwait: An Empirical Analysis Using Cointegration Techniques”, Energy Economics, Vol. 17, pp. 249-253.
- Graham, D. and Glaister, S. (2002), “The Demand for Automobile fuel: A Survey of Elasticities”, Journal of Transport Economics and Policy, Vol. 36, pp. 1-26.

- Houthakker, H. S., Verleger, P. K. and Sheehan, D. P. (1974), "Dynamic Demand Analysis for Gasoline and Residential Electricity", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 56, pp. 412-418.
- Kayser, H. A. (2000), "Gasoline Demand and Car Choice: Estimating Gasoline Demand Using Household Information", *Energy Economics*, Vol. 22, pp. 331-348.
- Koshal, R. K., Koshal, M. and Roussos, P. (1987), "Demand for Gasoline in the Pan-Pacific Countries", *Proceedings of the Pan-Pacific Conference IV*, Taiwan.
- Rajindar, K. and Manjulika, K. (2007), "Demand for Gasoline in Japan", *International Journal of Transport Economics*, Vol. 34, pp. 351-367.
- Ramanathan, R. (1999), "Short- and Long-run Elasticities of Gasoline Demand in India: An Empirical Analysis Using Cointegration Techniques", *Energy Economics*, Vol. 21, pp. 321-330.
- 교통안전공단, <http://www.ts2020.kr>.
- 국토해양부, <http://www.mltm.go.kr>.
- 에너지경제연구원, <http://www.keei.re.kr>.
- 통계청, <http://www.nso.go.kr>.
- 한국석유공사, <http://www.petronet.co.kr>.